

# 外部冲击与我国物价水平的决定 ——基于结构 VAR 模型的分析

中国人民银行营业管理部课题组\*

(中国人民银行营业管理部,北京 100045)

**摘要:**文章建立结构 VAR 模型考察了 1997 年 1 月至 2008 年 8 月期间外部冲击(国际石油价格和人民币名义有效汇率)对我国国内物价水平及其分类价格指数的传递效应。结果表明,价格和汇率传递都是不完全的、滞后的和沿价格链递减的,且对分类价格指数的传递差异较大;相比人民币名义有效汇率,国际石油价格冲击对我国进口价格指数、生产者价格指数和消费者价格指数的传递率更高,影响更大;我国近期消费者价格指数的上扬较多地是受到上游价格链冲击、需求冲击、货币政策冲击和供给冲击的影响,人民币升值的抑制通胀效应较弱。

**关键词:**汇率传递;国际石油价格;人民币名义有效汇率;结构向量自回归模型

**中图分类号:**F31 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)08-0091-14

## 一、引言

2007 年下半年至 2008 年上半年,我国通货膨胀水平的迅速飙升一度使抑制通货膨胀成为宏观调控的首要任务。2008 年下半年至今,随着肇始于美国次贷危机的国际金融海啸的爆发,世界经济进入下行周期,我国通货膨胀水平终于回落到较低水平,但经济增长速度放缓和陷入新一轮通货紧缩的风险也在逐渐增加;同时,随着各主要发达国家中央银行持续而迅猛地向经济体中注入流动性,未来通货膨胀的隐忧也逐渐引起人们的关注。有鉴于此,我们从汇率传递的视角研究了 1997 年 1 月至 2008 年 8 月我国物价水平的决定因素,这期间我国物价形势大致经历了通货紧缩、物价企稳、通货膨胀三个截然不同的阶段。这一长时间跨度下物价水平决定因素的研究对我国近期物价形势的判断和宏观调控政策的选择都是有借鉴和指导意义的。

汇率传递可被理解为汇率变动百分之一时国内物价水平变动的百分比。近期国外大量分国别或分行业的汇率传递实证研究标明,汇率传递是不完全

收稿日期:2009-05-13

作者简介:杨国中(1963—),男,四川成都人,中国人民银行营业管理部高级经济师;

姜再勇(1964—),男,内蒙古呼伦贝尔人,中国人民银行营业管理部高级经济师。

的,并且沿价格链条递减。例如, Sekine(2006)对发达国家的研究、Ca'Zorzi, Hahn 和 Sanchez(2007)对新兴市场国家的研究。<sup>①</sup>沿价格链条来看,汇率变动对进口价格的传递效应低于1,这可以从微观企业行为中得到解释(参见 Mishkin(2008)的综述)。而进口价格指数对生产者价格指数和消费者价格指数的传递效应可能取决于更为宏观的因素。一国贸易部门相比非贸易部门规模越大,进口品价格在消费者价格指数中的比重会越高,进口价格变动对国内价格的传递效应也相应地越大。一国国内通货膨胀水平越高,汇率传递效应也越强(Taylor, 2000)。这是因为,在高通货膨胀环境下,通货膨胀惯性也较高,企业会认为汇率变动是持续性的,因而更多地通过调整价格向后传递成本压力,这样汇率变动的影晌就会被充分地逐级传递下去。20世纪90年代之后,低而稳定的国内通货膨胀就被视为许多国家汇率传递效应降低的主要原因(Choudhri 和 Hakura, 2006; Takhtamanova, 2008),而这与一国中央银行的货币政策是密不可分的。因此,中央银行反通胀的决心和声誉(以及更深层的制度约束),对于维持低而稳定的通胀环境,降低汇率传递效应,发挥着不可或缺的作用(Gagon 和 Ihrig, 2004; Mishkin, 2008; Bouakez 和 Rebei, 2008)。

近年来,国内学者也对人民币汇率传递效应进行了卓有成效的研究。总体来看,在已有的国内文献中,我国的汇率传递效应都是较低的。陈六傅和刘厚俊(2007)指出,1990年1月至2005年6月期间,人民币名义有效汇率对我国进口价格和消费者价格的影响具有统计显著性,但影响程度非常低。刘亚等(2008)表明,人民币汇率变动对我国消费者价格指数通胀率的传递是不完全的且存在明显时滞,长期和短期汇率传递效应都很低(分别为0.027和0.023)。中国经济增长与宏观稳定课题组(2008)指出外部冲击只是导致我国国内通胀的因素之一,GDP增长率则是影响物价的主要因素。施建淮等(2008)研究表明,1994年1季度至2007年2季度期间人民币名义有效汇率对消费者价格指数、生产者价格指数和消费者价格指数的传递率分别为0.52、0.38和0.20;2005年7月汇改之前,汇率变动等外部冲击对国内价格变动只有适度的解释力,而汇改之后人民币升值对降低国内通货膨胀有比较显著的解释力。

上述汇率传递文献对近期国际石油价格波动的影响考虑较少或不充分。所以,本文考察了在1997年1月至2008年8月这段时间内,外部冲击(包括国际石油价格冲击和人民币汇率冲击)对我国国内物价水平的影响程度。本文余下部分结构安排如下:第二部分是数据描述和数据序列的平稳性检验;第三部分设定和识别本文使用的结构VAR模型;第四部分为实证结果和检验;最后一部分是结论性评价。

## 二、数据描述和分析

本研究的样本期为1997年1月至2008年8月,包含七个变量:国际石油

价格指数(p\_oil),产出缺口(gdp\_gap),人民币名义有效汇率(neer),进口价格指数(ipi),生产者价格指数(ppi,包括2类分类价格指数),消费者价格指数(cpi,包括7个分类价格指数),货币供应量(M2)。样本期为1997年1月至2008年8月。<sup>②</sup>其中,国际石油价格指数的数据来自IMF;人民币名义有效汇率的数据来自BIS;进口价格指数来自海关统计;生产者价格指数、消费者价格指数、货币供应量和规模以上工业增加值的数据均来自Wind。原始序列均先用X12程序进行季节调整,再取自然对数。由于缺乏我国GDP的月度数据,我们用规模以上工业增加值作为GDP的代理变量,在季节调整和取自然对数之后,采用HP滤波生成规模以上工业增加值的循环因素,作为产出缺口的代理变量。

在进行实证分析之前,我们采用ADF检验和PP检验对变量序列进行平稳性检验。除产出缺口之外,所有水平变量均不能拒绝存在单位根的原假设;而一阶差分后的变量都显著拒绝存在单位根的原假设,表明一阶差分变量序列是平稳的。因此,我们采用一阶差分平稳变量来构建结构VAR模型。

### 三、模型设定

我们采用一阶差分变量(dlp\_oil、dgdg\_gap、dlneer、dlipi、dlppi、dlcpi、dlm2)建立结构VAR模型来考察这些变量之间的统计关系。<sup>③</sup>相比无约束VAR模型,结构VAR模型不仅考虑了宏观经济变量的内生性问题,而且包含了内生变量之间的当期关系。

结构VAR模型通常可以表示为:

$$B_{A0}y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + L + \Gamma_p y_{t-p} + u_t, \text{ 或者 } B(L)y_t = u_t \quad (1)$$

其中,  $B(L) = B_0 - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 - L - \Gamma_p L^p$  为滞后参数矩阵,  $B_0 \neq I_k$  为主对角线上元素为1的矩阵,  $E(u_t u_t') = I_k$  为结构式残差(结构冲击)  $u_t$  的方差协方差矩阵,该矩阵为一单位矩阵。结构冲击  $u_t$  也是无法直接观测到的,我们可以对无约束残差的方差协方差矩阵  $\Omega$  进行Choleski分解,这样就会产生一个结构冲击  $u_t$ 。结构冲击  $u_t$  是一种正交化冲击,它在不同时期之间和不同方程之间都是不相关的,这一特性使我们可以方便地考察模型中所有内生变量在某一冲击下的联动。在我们采用一阶差分变量构建的结构VAR模型中,结构式残差  $u_t$  与无约束残差  $\epsilon_t$  之间的关系如(2)式所示。

$$\begin{pmatrix} \epsilon_t^o \\ \epsilon_t^g \\ \epsilon_t^c \\ \epsilon_t^{ipi} \\ \epsilon_t^{ppi} \\ \epsilon_t^{cpi} \\ \epsilon_t^m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ S_{21} & S_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ S_{31} & S_{32} & S_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ S_{41} & S_{42} & S_{43} & S_{44} & 0 & 0 & 0 \\ S_{51} & S_{52} & S_{53} & S_{54} & S_{55} & 0 & 0 \\ S_{61} & S_{62} & S_{63} & S_{64} & S_{65} & S_{66} & 0 \\ S_{71} & S_{72} & S_{73} & S_{74} & S_{75} & S_{76} & S_{77} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^o \\ u_t^g \\ u_t^c \\ u_t^{ipt} \\ u_t^{ppi} \\ u_t^{cpi} \\ u_t^m \end{pmatrix} \quad (2)$$

式中,  $u_t^o$ 、 $u_t^g$ 、 $u_t^e$ 、 $u_t^{ipi}$ 、 $u_t^{ppi}$ 、 $u_t^{cpi}$  和  $u_t^m$  分别表示来自国际石油价格指数、产出缺口、人民币名义有效汇率、进口价格指数、生产者价格指数、消费者价格指数和货币供应量 M2 的结构冲击。本模型包含 7 个变量, 需要施加  $21(k(k-1)/2)$  个约束才能有效识别下三角矩阵 S, 即 Choleski 因子。给定内生变量的排列顺序, Choleski 因子是被唯一决定的。从 Choleski 因子中可以看出, 排在前面内生变量的结构冲击会对排在后面内生变量产生当期影响, 但排在后面的内生变量对排在前面的内生变量却不会产生当期影响。

基于 McCarthy(1999), 我们设定的结构 VAR 模型如下:

假定 t 期通胀冲击来自两部分: 基于 t-1 期信息无法加以解释的通胀; 供给冲击、需求冲击、汇率冲击和在价格链上排在其之前的通胀冲击, 即:

$$dlipi_t = E_{t-1}(dlipi_t) + \alpha_1 u_t^o + \alpha_2 u_t^g + \alpha_3 u_t^e + u_t^{ipi} \quad (3)$$

$$dlppi_t = E_{t-1}(dlppi_t) + \beta_1 u_t^o + \beta_2 u_t^g + \beta_3 u_t^e + \beta_4 u_t^{ipi} + u_t^{ppi} \quad (4)$$

$$dlcpi_t = E_{t-1}(dlcpi_t) + \gamma_1 u_t^o + \gamma_2 u_t^g + \gamma_3 u_t^e + \gamma_4 u_t^{ipi} + \gamma_5 u_t^{ppi} + u_t^{cpi} \quad (5)$$

假定中央银行对供给冲击、需求冲击、汇率冲击和通胀冲击立即作出反应, 但货币政策在当期不会对其他内生变量产生影响, 即:

$$dlm2_t = E_{t-1}(dlm2_t) + \lambda_1 u_t^o + \lambda_2 u_t^g + \lambda_4 u_t^{ppi} + \lambda_6 u_t^{cpi} + u_t^m \quad (6)$$

最后假定经济体中的供给冲击、需求冲击和汇率冲击采取如下形式:

$$dlp_{oil}_t = E_{t-1}(dlp_{oil}_t) + u_t^o \quad (7)$$

$$dgdg_{gap}_t = E_{t-1}(dgdg_{gap}_t) + a_1 u_t^o + u_t^g \quad (8)$$

$$dlneer_t = E_{t-1}(dlneer_t) + b_1 u_t^o + b_2 u_t^g + u_t^e \quad (9)$$

可见, 我们选择的基准变量排序为:  $dlp_{oil} \rightarrow dgdg_{gap} \rightarrow dlneer \rightarrow dlipi \rightarrow dlppi \rightarrow dlcpi \rightarrow dlm2$ 。我们进行基准变量两两之间格兰杰因果检验, 检验结构表明, 排在前面的变量基本上都是排在后面变量的格兰杰原因, 这为基准变量排序的合理性提供了一种佐证。我们设定的 VAR 模型所有根模的导数都小于 1, 即位于单位圆内, 说明我们设定的 VAR 模型是稳定的。

#### 四、实证结果和检验

##### (一) 脉冲响应和方差分解

图 1 给出了国际石油价格冲击对我国进口价格指数、生产者价格指数和消费者价格指数的影响。图中实线表示估计的响应函数, 虚线表示围绕这一估计的两个标准差的置信区间。表 1 给出了国际石油价格冲击对我国进口价格指数、生产者价格指数和消费者价格指数的传递率(可从累积脉冲响应函数中得到)。从图 1 中可以看出, 我国物价水平对国际石油价格冲击的反应都是正向的。对于 1% 的国际石油价格上涨, IPI 在第 2 个月上涨最多, 达到 0.34%; PPI 也在第 2 个月上涨最多, 达到 0.27%; CPI 则在第 3 个月上涨最多, 达到 0.06%。国际石油价格冲击对 IPI、PPI 和 CPI 的影响均在 4 个月之

后逐渐消失。从表 1 中可以看出，国际石油价格冲击对我国 IPI、PPI 和 CPI 的传递率（即累积影响）均在 6 个月之后达到最大，分别为 0.78、0.51 和 0.17。可见，国际石油价格冲击对国内物价水平的影响比较显著，但价格传递是不完全的，且对 IPI、PPI 和 CPI 的传递率逐渐降低。

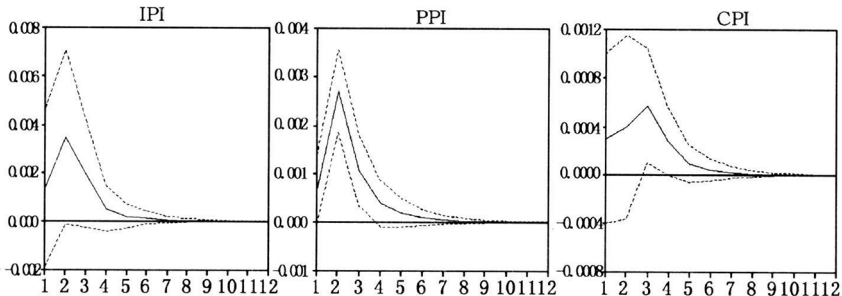


图 1 国内物价水平对国际石油价格冲击的响应函数

表 1 国际石油价格冲击对国内物价水平的传递率

时期	1	2	3	4	5	6	9	12
IPI	0.14	0.49	0.68	0.74	0.76	0.77	0.78	0.78
PPI	0.07	0.34	0.44	0.48	0.50	0.51	0.51	0.51
CPI	0.03	0.07	0.13	0.15	0.16	0.17	0.17	0.17

图 2 给出了人民币名义有效汇率冲击对我国 IPI、PPI 和 CPI 的影响。表 2 给出了人民币名义有效汇率冲击对 IPI、PPI 和 CPI 的传递率。从图 2 中可见，我国物价水平对人民币名义有效汇率冲击的反应都是负向的，即人民币升值会降低国内的物价水平。对于 1% 的名义有效汇率上升，IPI 在第 2 个月下降最多，下降了 0.14%；PPI 在第 2 个月下降最多，下降了 0.05%；CPI 则是在第 3 个月下降最多，下降了 0.01%。人民币名义有效汇率冲击对 IPI、PPI 和 CPI 的影响大约都在 4 个月之后逐渐消失。从表 2 中可见，人民币名义有效汇率冲击对 IPI 的传递率第 6 个月达到最大，为 -0.28，对 PPI 和 CPI 的传递率则是在第 4 个月达到最大，分别为 -0.11 和 -0.03。可见，相比国际石油价格冲击，人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平的影响较小，汇率传递也是不完全的，且对 IPI、PPI 和 CPI 的累积影响逐渐减弱。<sup>④</sup>

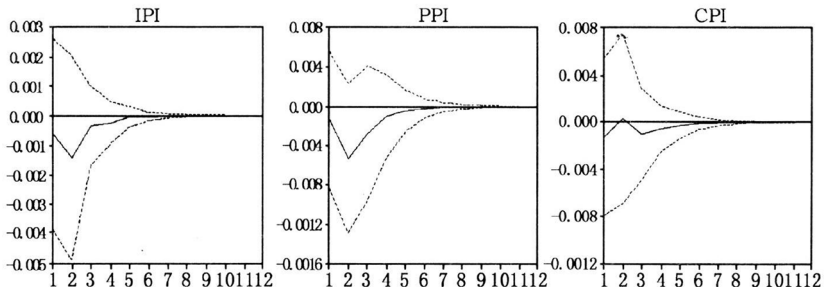


图 2 国内物价水平对人民币名义有效汇率冲击的响应函数

表 2 人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平的传递率

时期	1	2	3	4	5	6	9	12
IPI	-0.06	-0.21	-0.24	-0.27	-0.27	-0.28	-0.28	-0.28
PPI	-0.01	-0.07	-0.09	-0.11	-0.11	-0.11	-0.11	-0.11
CPI	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03

表 3 给出了国内物价水平的方差分解。方差分解表示 VAR 模型中各个内生变量扰动项当期值和未来值的变化对预测变量预测方差的相对贡献,从中可以看出各种冲击对预测变量的解释程度。从表 3 中可知,对进口价格指数的变动,人民币名义有效汇率冲击和产出缺口冲击几乎没有解释力,不到 1%;国际石油价格冲击和货币供应量冲击分别可以解释 4%和 3%左右,有一定的解释力;进口价格指数自身的冲击解释力最强,达到 87%。对生产者价格指数的变动,其自身的冲击是最主要的解释因素,达到 58%;人民币名义有效汇率冲击和进口价格指数冲击的解释力分别为 1%和 3%,解释力不大;国际石油价格冲击有很强的解释力,达到 29%;产出缺口冲击和货币供应量冲击的贡献则基本可以忽略不计。对消费者价格指数的变动,解释力最强的仍是消费者价格指数自身的冲击,达到 71%;除人民币名义有效汇率冲击解释力几乎等于零之外,其余冲击都有一定的解释力,依次为进口价格指数冲击的 11%,产出缺口冲击的 8%,生产者价格指数冲击的 5%,国际石油价格冲击的 3%和货币供应量冲击的 2%。从方差分解的结果来看,人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平变动的解释力均较弱,供给(国际石油价格)冲击对我国生产者价格指数变动的解释力较强,而需求(产出缺口)冲击对我国消费者价格指数的变动有较强的解释力。

表 3 国内物价水平变动的方差分解

预测变量	预测期	对预测变量预测方差的解释程度(%)						
		dIp_oil	dGdp_gap	dIneer	dIpi	dIppi	dIcpi	dIm2
dIpi	1	0.53	0.23	0.11	99.13	0.00	0.00	0.00
	2	3.17	0.21	0.57	88.78	4.52	0.08	2.68
	3	3.94	0.22	0.58	87.11	4.40	0.48	3.27
	6	3.99	0.22	0.59	86.74	4.42	0.61	3.43
	9	3.99	0.22	0.59	86.74	4.42	0.61	3.43
	12	3.99	0.22	0.59	86.74	4.42	0.61	3.43
dIppi	1	2.54	0.20	0.11	3.59	93.56	0.00	0.00
	2	27.21	0.48	1.06	3.29	62.98	4.98	0.00
	3	28.72	0.46	1.23	3.34	58.69	7.35	0.21
	6	28.89	0.45	1.26	3.39	58.02	7.74	0.26
	9	28.89	0.45	1.26	3.39	58.02	7.74	0.26
	12	28.89	0.45	1.26	3.39	58.02	7.74	0.26
dIcpi	1	0.52	7.45	0.10	7.96	2.15	81.82	0.00
	2	1.25	7.84	0.09	10.83	4.16	73.32	2.52
	3	2.84	7.69	0.14	10.57	4.92	71.37	2.46
	6	3.24	7.63	0.16	10.57	4.92	71.03	2.45
	9	3.24	7.63	0.16	10.57	4.92	71.02	2.45
	12	3.24	7.63	0.16	10.57	4.92	71.02	2.45

## (二) 国际石油价格和人民币名义有效汇率冲击对分类价格指数的传递

我们分别考察了国际石油价格和人民币名义有效汇率对分类价格指数的传递率(基于数据的可获得性,样本期选为 2001 年 1 月至 2008 年 8 月)。生产者价格指数有两种分类方法,一种是分为生产资料(ppi\_pro)和生活资料(ppi\_liv),一种是分为重工业(ppi\_heavy)和轻工业(ppi\_light)。消费者价格指数则分为 8 个子类,即食品(cpi\_food)、烟酒及用品(cpi\_alcoh)、衣着(cpi\_cloth)、家庭设备用品及服务(cpi\_house)、医疗保健及个人用品(cpi\_medic)、交通通讯及服务(cpi\_trans)、娱乐教育文化用品及服务(cpi\_enter)和居住(cpi\_resid)。

从表 4 中可以看出,国际石油价格冲击对生产资料生产者价格指数的传递率远高于生活资料,分别为 0.40 和 0.09;对重工业生产者价格指数的传递率也远高于轻工业,分别为 0.48 和 0.14。国际石油价格冲击对食品和居住类消费者价格指数的传递率最高,接近 0.50;对烟酒及用品、家庭设备用品及服务类消费者价格指数的传递率次之,大约为 0.10;对交通通讯及服务、娱乐教育文化用品及服务类消费者价格指数的传递率极低,不到 0.10;对衣着、医疗保健及个人用品类消费者价格指数的传递率则为负数,表明衣着和医疗价格对国际石油价格冲击的响应是负向的。

表 4 国际石油价格对分类价格指数的传递率

时期	1	2	3	4	5	6	9	12
ppi_pro	0.09	0.42	0.37	0.40	0.40	0.40	0.40	0.40
ppi_liv	0.03	0.06	0.09	0.08	0.09	0.09	0.09	0.09
ppi_heavy	0.10	0.50	0.47	0.47	0.48	0.48	0.48	0.48
ppi_light	0.06	0.12	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14
cpi_food	0.09	0.30	0.39	0.44	0.47	0.49	0.50	0.50
cpi_alcoh	0.02	0.04	0.07	0.09	0.10	0.11	0.12	0.12
cpi_cloth	-0.07	-0.14	-0.19	-0.22	-0.24	-0.26	-0.27	-0.28
cpi_house	0.03	0.02	0.04	0.06	0.07	0.09	0.12	0.14
cpi_medic	-0.04	-0.11	-0.11	-0.10	-0.08	-0.07	-0.05	-0.05
cpi_trans	0.03	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
cpi_enter	0.02	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
cpi_resid	0.11	0.25	0.28	0.33	0.39	0.43	0.47	0.48

表 5 是人民币名义有效汇率对分类价格指数的传递率。从生产者价格指数来看,人民币名义有效汇率冲击对生产资料生产者价格指数的传递率高于生活资料,分别为-0.12 和-0.02;对重工业生产者价格指数的传递率高于轻工业,分别为-0.15 和-0.02。从消费者价格指数来看,人民币名义有效汇率的传递率都不到-0.10,其中对食品、烟酒及用品、家庭设备用品及服务、交通通讯及服务的传递率为正数,表明这些价格指数对人民币名义有效汇率冲击的响应是正向的。

表 5 人民币名义有效汇率对分类价格指数的传递率

时期	1	2	3	4	5	6	9	12
ppi_pro	-0.05	-0.11	-0.11	-0.12	-0.12	-0.12	-0.12	-0.12
ppi_liv	0.07	-0.01	0.00	-0.02	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02
ppi_heavy	-0.07	-0.14	-0.14	-0.15	-0.15	-0.15	-0.15	-0.15
ppi_light	0.07	-0.02	0.00	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02
cpi_food	-0.04	0.07	0.09	0.09	0.08	0.08	0.08	0.08
cpi_alcoh	0.01	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05
cpi_cloth	-0.02	-0.05	-0.07	-0.08	-0.08	-0.08	-0.08	-0.08
cpi_house	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01
cpi_medic	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04
cpi_trans	0.03	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09
cpi_enter	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
cpi_resid	-0.01	-0.01	-0.02	0.01	-0.01	-0.02	-0.01	-0.02

(三) 历史分解

前述分析表明,人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平的影响则相对较小。那么,在最近的国内外宏观经济环境下,人民币升值对于抑制国内物价水平究竟效果如何呢? 鉴于这一考虑,我们对 2005 年 7 月至 2008 年 8 月期间上述结构 VAR 模型进行了历史分解(historical decomposition)。我们选择 2005 年 7 月作为历史分解的起点(历史分解至少需要连续 3 年的月度数据),这是基于如下考虑:我国的通货膨胀在 2005 年短暂回落之后,2006 年又有所抬头,自 2007 年下半年开始快速上升,同时,国际石油价格在 2005 年有所下降,2006 年下半年以来迅速飙升,对我国通货膨胀的跃升可能也有先行作用。

历史分解将某一变量序列的历史数据分解为两个部分,即

$$y_{T+j} = [X_{T+j}\beta + \sum_{k=j}^{\infty} \Psi_k u_{T+j-k}] + \sum_{k=0}^{j-1} \Psi_k u_{T+j-k} \quad (11)$$

式中,第一部分是基于 T 期(历史分解的起点)可以获得的信息对  $y_{T+j}$  的预测值。利用该变量序列一直到历史分解起点的实际值,并假设在此之后没有来自任何变量的冲击,我们可以求得该基础预测值(base projection);第二部分是自历史分解起点之后(从 T+1 期至 T+j 期)来自模型中所有变量的冲击的累积影响。这种累积影响造成实际值与预测值之间的偏差,可以将其定义为预测误差(projection error)。进一步地,我们可以计算出预测误差中来自每个变量冲击的贡献。

表 6 为我国物价指数变化的历史分解表,我们计算出了预测误差以及来自某一变量冲击的贡献。从表 6 中可以看出,对 IPI、PPI 和 CPI 来说,实际值均高于预测值,即预测误差为正,且来自这些价格指数自身的冲击对于预测误差的贡献最大,分别达到 50.81%、27.08%和 44.33%。除此之外,对进口价格指数来说,国际石油价格冲击、货币供应量冲击和生产者价格指数冲击的贡献较大,均达到 10%以上;人民币名义有效汇率、消费者价格指数和产出缺口

的贡献较小,仅为 5.85%、6.37%和 4.95%。对生产者价格指数来说,国际石油价格冲击和消费者价格指数冲击的贡献较大,均在 20%以上;人民币名义有效汇率冲击、产出缺口冲击和货币供应量冲击的贡献较小,分别为 6.26%、4.85%和 3.05%。对消费者价格指数来说,进口价格指数冲击和产出缺口冲击的贡献较大,分别为 19.66%和 12.75%;生产者价格指数冲击、货币供应量冲击和国际石油价格冲击的贡献次之,分别为 8.06%、6.52%和 6.39%;人民币名义有效汇率冲击的贡献最低,仅为 2.29%。

可见,2005 年 7 月至 2008 年 8 月期间,人民币名义有效汇率对我国物价指数变化预测误差的贡献较低。因此,这段时间人民币的持续升值对抑制我国国内物价水平的效果不太明显。而国际石油价格对我国物价指数变化预测误差的贡献较高,对生产者价格指数和进口价格指数的贡献尤其显著。

表 6 我国物价指数变化的历史分解(2005 年 7 月至 2008 年 8 月)

变量	dlipi	dlppi	dlcpi	
实际值	0.0082	0.0042	0.0034	
预测值	0.0020	0.0015	0.0011	
预测误差	0.0062	0.0027	0.0024	
冲击影响	dlp_oil	0.0005 (11.30%)	0.0004 (25.57%)	0.0001 (6.39%)
	dlgdp_gap	0.0000 (4.95%)	0.0000 (4.85%)	0.0000 (12.75%)
	dlneer	-0.0004 (5.85%)	-0.0001 (6.26%)	0.0000 (2.29%)
	dlipi	0.0038 (50.81%)	0.0004 (13.00%)	0.0005 (19.66%)
	dlppi	0.0008 (10.22%)	0.0010 (27.08%)	0.0003 (8.06%)
	dlcpi	0.0010 (6.37%)	0.0009 (20.19%)	0.0014 (44.33%)
	dlm2	0.0004 (10.49%)	0.0001 (3.05%)	0.0001 (6.52%)

注:表中的冲击影响为每个冲击对预测误差贡献的简单月度平均。由于正负影响可能相互抵消,我们通过取绝对值的方法计算了每个冲击的相对贡献。括号内的数字即为每个冲击对预测误差相对贡献的月度平均值,在每个月份,某个冲击对预测误差的相对贡献用该月冲击影响的绝对值除以该月所有冲击影响的绝对值之和表示。

#### (四)模型预测效果——基于贝叶斯方法的评价

无约束 VAR 模型的预测经常会遇到过度参数化,即可获得的观察值数目并不足以准确地估计 VAR 模型中的参数。过度参数化会导致较大的模型外预测误差。为克服过度参数化问题,可以采用贝叶斯方法对结构 VAR 模型中的系数规定一个宽松的约束(fuzzy restrictions),即对于较长的滞后项,

假设其系数服从一个均值为零、标准差很小的正态先验分布,该正态先验分布随着滞后期的延长逐渐衰减。这样我们就可以利用 Theil 混合估计技术来估计 VAR 系统的系数。Theil 混合估计技术是指,先利用样本期内的一个子样本估计结构 VAR 系统,然后随着样本期的不断扩展,利用卡尔曼滤波技术计算模型变量的样本外模拟预测值,并基于预测误差的信息(通常以 Theil U 值度量)构建一个客观函数,以此对模型变量滞后项系数的正态先验分布的参数值进行序贯调整。可见,Theil 混合估计技术充分考虑到了滞后项系数可能因时而变的特征,从而能够更准确地反映宏观经济变量之间的计量关系。在样本期内我们选择的子样本为:1997 年 1 月至 2005 年 6 月。

表 7 是我们采用上述贝叶斯方法得出的模型预测统计量,我们可以据此对模型预测效果进行评价。如表 7 所示,所有变量序列的平均误差(mean error)均为正,表明模型对这些变量的预测系统地偏低,且随着预测跨度的延长偏离程度逐渐加大。绝对平均误差(mean absolute error)和均方根误差(root mean square error)大致相等,表明模型的预测误差处于可控范围之内。Theil 值是均方根误差与在因变量没有任何变化假设下的所谓的天真预测(naive forecast)的均方根误差之比。<sup>⑤</sup>除提前 3 期的对生产者价格指数变化的预测外,所有变量的 Theil 值均小于 1,表明模型的预测比较准确。

表 7 模型预测统计量

变量	步骤	MeanError	Mean Abs Err	RMS Error	Theil U	观察值数目
dlp_oil	1	0.0014	0.0551	0.0689	0.8292	38
	2	0.0047	0.0523	0.0652	0.7433	37
	3	0.0053	0.0489	0.0626	0.7085	36
dgdg_gap	1	0.0011	0.0303	0.0526	0.6865	38
	2	0.0007	0.0303	0.0517	0.5930	37
	3	0.0008	0.0306	0.0521	0.7418	36
dlneer	1	0.0011	0.0077	0.0097	0.8493	38
	2	0.0014	0.0086	0.0105	0.7496	37
	3	0.0016	0.0070	0.0092	0.7639	36
dlipi	1	0.0056	0.0224	0.0346	0.7154	38
	2	0.0075	0.0202	0.0304	0.7149	37
	3	0.0082	0.0199	0.0301	0.8888	36
dlppi	1	0.0012	0.0022	0.0030	0.8813	38
	2	0.0020	0.0027	0.0036	0.9777	37
	3	0.0026	0.0030	0.0041	1.0992	36
dlcpi	1	0.0012	0.0039	0.0051	0.8514	38
	2	0.0019	0.0032	0.0049	0.8749	37
	3	0.0024	0.0034	0.0050	0.8927	36
dlm2	1	0.0003	0.0045	0.0066	0.7207	38
	2	0.0004	0.0040	0.0061	0.6514	37
	3	0.0004	0.0038	0.0058	0.6327	36

### (五) 稳健性检验

我们用国际粮食价格指数来代表供给冲击。<sup>⑥</sup>与国际石油价格冲击相比,国际粮食价格冲击对我国国内物价水平的传递率更高(对 IPI、PPI 和 CPI 的传递率依次为 0.87、0.40 和 0.36,国际石油价格冲击的相应传递率 0.78、0.51 和 0.17),在对消费者价格指数的影响上表现得尤其明显。这可能与我国粮食价格和石油价格决定中市场化程度(或者说价格管制程度)的差异有关。人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平的传递率却有所降低(对 IPI、PPI 和 CPI 的传递率依次为 -0.19、-0.11 和 0.03,基准 VAR 模型中的相应传递率为 -0.28、-0.11 和 0.03)。特别地,人民币名义有效汇率对进口价格指数的传递显著降低,这可能是由于我国进口商品构成中石油类产品比粮食类产品所占比重更高;对消费者价格指数的影响方向与我们预期的不同,但效应较弱。从总体来看,在选择不同的代表供给冲击的变量后,价格和汇率传递系数并无显著不同,说明我们构建的结构 VAR 模型是稳健的。

## 五、结论性评价

本文通过建立结构 VAR 模型考察了 1997 年 1 月至 2008 年 8 月期间我国国内物价水平的决定因素。本文得出的主要结论是:(1)这一时期不管是价格传递,还是汇率传递都是不完全的、滞后的和递减的。脉冲响应结果表明,国际石油价格上涨 1%,6 个月之后我国进口价格指数、生产者价格指数和消费者价格指数分别上涨 0.78、0.51 和 0.17 个百分点;人民币名义有效汇率上涨 1%(即人民币升值 1%),6 个月之后我国进口价格指数、生产者价格指数和消费者价格指数分别下降 0.28、0.11 和 0.03 个百分点。(2)国际石油价格冲击对我国国内物价水平的变动影响较大,而人民币名义有效汇率对我国国内物价水平变动的的影响则较弱。方差分解结果表明,人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平变动的解释力不超过 1%,而国际石油价格冲击对我国 PPI 变动的解释力达到 29%,产出缺口冲击对我国消费者价格指数的变动有一定的解释力(达到 8%)。(3)国际石油价格冲击和人民币名义有效汇率冲击对我国国内不同类别生产者价格指数和消费者价格指数的传递率呈现出较大差异。其中,国际石油价格冲击对生产资料生产者价格指数的传递率远高于生活资料,对重工业生产者价格指数的传递率也远高于轻工业,对食品和居住类消费者价格指数的传递率较高;人民币名义有效汇率冲击对生产资料生产者价格指数的传递率高于生活资料,对重工业生产者价格指数的传递率高于轻工业,对各类消费者价格指数的传递率都较低。(4)我国近期消费者价格指数通货膨胀的上扬较多地受到上游价格链冲击、需求冲击、货币政策冲击和供给冲击的影响,人民币升值的抑制通胀效应较弱。历史分解结果表明,在 2005 年 7 月至 2008 年 8 月这一时期内,上游价格指数(包括进口价格指数和生产

者价格指数)冲击、产出缺口冲击、货币供应量冲击、国际石油价格冲击对我国消费者价格指数通货膨胀预测误差的贡献依次为 27.72%、12.75%、6.52% 和 6.39%，而人民币名义有效汇率冲击的贡献仅为 2%左右。

基于结构 VAR 分析的结论，我们可以得到如下启示：(1)人民币名义有效汇率变动对我国国内物价水平的传递率较低，其对国内经济的支出转换效应相应地也会较低。在此情况下，央行可以较少地关注人民币汇率变动、较多地关注各种实际冲击对国内物价水平的影响，这会赋予央行更多的货币政策空间；同时央行可以较少地关注货币的对外币值稳定(即汇率稳定)目标，较多地关注货币对内币值稳定(即物价稳定)的目标，这为央行完善更富弹性的人民币汇率制度创造了条件。(2)国际石油价格变动对我国国内物价水平的传递率较高，国际石油价格的涨跌会显著和迅速地影响我国国内的物价水平。因此，需要更密切地关注国际石油价格的变化趋势及其对我国国内物价水平的影响，特别是对世界经济止跌回升之后国际石油价格的恢复性上涨及其对我国物价长期走势的影响应给予足够的关注。(3)我国消费者价格指数的变动受上游价格传导、国内需求状况、货币供应量的收缩、国际石油价格涨跌等多种因素的影响，因此追求稳定的物价水平也应多头并举，而不应失之偏颇。当前，国内需求疲弱、存货调整、宽松的货币政策、国际石油价格有所上扬等因素使得我国的物价走势具有更多的不确定性。在不确定的宏观经济形势下，如何提高宏观调控政策的可信性和一致性，引导和稳定社会公众的物价预期，是一个重要的理论和实践问题，值得我们做进一步的探索和考察。

\* 课题组组长：杨国中；副组长：姜再勇；组员：严宝玉、盛朝晖、钟正生、刘宁、李宏瑾、余剑、梁珊珊。

注释：

- ①一些学者考察了汇率传递的不对称性，即汇率传递效应是否会因汇率变动方向和幅度的不同而显著不同。较近的实证研究可以参见 Pollard 和 Coughlin(2004)和 Campa 等(2008)。本文亦考察了样本期内不同人民币名义有效汇率变动方向和幅度下的汇率传递效应，但计量检验结果并不显著。
- ②Mihailov(2008)指出，计量方法、数据频率和代理变量的选择对汇率传递估计结果的精确性至关重要。就汇率传递现象的本质而言，应尽可能地使用高频数据。因此，我们采用月度数据是较适合的。
- ③参考了高铁梅(2006)、Ito 和 Sato(2008)。
- ④我们还使用更具综合性的国际能源价格指数来代表供给冲击。此时，国际能源价格冲击对国内 IPI、PPI 和 CPI 的传递率分别为 0.86、0.55 和 0.19，人民币名义有效汇率冲击对国内 IPI、PPI 和 CPI 的传递率分别为 -0.24、-0.08 和 -0.02。

⑤Theil U 值用公式表示如下： $U_i = \frac{RMS_i}{RMSNCF_i}$ ，其中， $RMS_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{N_t} (y_t - \hat{y}_{it})^2}{N_t}}$ ，

$$\text{RMSNCF}_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_t} (y_t - y_{i0})^2 / N_t}$$
,  $N_t$  为总预测次数, 其中,  $y_t$  为因变量的实际值,  $\hat{y}_{it}$  为第  $i$  次预测时因变量的预测值,  $y_{i0}$  为第  $i$  次预测时假定因变量没有任何变化时的因变量预测值(即预测前一期的因变量值)。

⑥另一种稳健性检验是改变结构 VAR 模型中内生变量的排列顺序。我们考察了三种备择的排列顺序: 第一种,  $\text{dlp\_oil} \rightarrow \text{dlm2} \rightarrow \text{dgdg\_gap} \rightarrow \text{dlneer} \rightarrow \text{dlipi} \rightarrow \text{dlppi} \rightarrow \text{dlcpi}$ (货币政策更具前瞻性); 第二种,  $\text{dlp\_oil} \rightarrow \text{dlm2} \rightarrow \text{dlneer} \rightarrow \text{dlipi} \rightarrow \text{dgdg\_gap} \rightarrow \text{dlppi} \rightarrow \text{dlcpi}$ (产出缺口受诸多因素影响); 第三种,  $\text{dlp\_oil} \rightarrow \text{dlneer} \rightarrow \text{dlm2} \rightarrow \text{dgdg\_gap} \rightarrow \text{dlipi} \rightarrow \text{dlppi} \rightarrow \text{dlcpi}$ (月度汇率冲击是由外部资产市场的扰动造成的, 因此, 国内货币扰动不会影响当期的名义有效汇率)。在三种备择顺序下, 国际石油价格冲击和人民币名义有效汇率冲击对国内物价水平的传递率都无显著变化。

**参考文献:**

[1]陈六傅,刘厚俊.人民币汇率的价格传递效应——基于 VAR 模型的实证分析[J].金融研究,2007,(4):1—13.

[2]高铁梅.计量经济分析方法与建模[M].北京:清华大学出版社,2006.

[3]刘亚,李伟平,杨宇俊.人民币汇率变动对我国通货膨胀的影响:汇率传递视角的研究[J].金融研究,2008,(3):28—41.

[4]施建淮,傅雄广,许伟.人民币汇率变动对我国价格水平的传递[J].经济研究,2008,(7):52—63.

[5]中国经济增长与宏观稳定课题组.外部冲击与中国的通货膨胀[J].经济研究,2008,(5):4—18.

[6]Bouakez H, N Rebei. Has exchange rate pass-through really declined? Evidence from Canada[J].Journal of International Economics,2008,75:249—267.

[7]Campa J M,L S Goldberg.Exchange rate pass-through into import prices[J].Review of Economics and Statistics,2005,87:679—690.

[8]Ca'Zorzi M,E Hahn,M Sanchez.Exchange rate pass-through in emerging markets[R].European Central Bank Working Paper Series,2007,No.739.

[9]Choudhri E U, D S Hakura.Exchange rate pass-through to domestic prices:Does the inflationary environment matter? [J].Journal of International Money and Finance,2006,25:614—639.

[10]Gagnon J E,J Ihrig. Monetary policy and exchange pass-through[J].International Journal of Finance & Economics,2004,9:315—338.

[11]Ito T, K Sato.Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: Vector autoregression analysis of exchange rate pass-through[J].Journal of Money, Credit and Banking,2008,40:1407—1438.

[12]McCarthy J. Pass-through of external rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies[R].BIS Working Papers,1999,No.79.

[13]Mishkin F S.Exchange rate pass-through and monetary policy[R].NBER Working Paper Series ,2008,No. 13889.

- [14]Pollard P,C Coughlin.Size matters:Asymmetric exchange rate pass-through at the industrial level[R].Federal Reserve Bank of St.Louis Working Paper ,2004,2003—029C.
- [15]Sekine T.Time-varying exchange rate pass-through:Experiences of some industrial countries[R].BIS Working Papers,2006,No.202.
- [16]Takhtamanova Y.Understanding changes in exchange rate pass-through[R].Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series,2008.
- [17]Taylor J B. Low inflation,pass-through,and the pricing power of firms[J].European Economic Review,2000,44:1389—1408.

## External Shocks and the Determination of Price Level in China

——The Analysis Based on Structural VAR Model

Project Team

*(Business Management Department, the People's Bank of China, Beijing 100045, China)*

**Abstract:** The paper explores the pass-through effects of external shocks(international oil price and nominal effective exchange rate of RMB) on the domestic price level in China and the subdivided indexes of price level through a structural VAR model.The results show that the pass-through effects of price and exchange rate are incomplete, lag behind and decrease with the price chain,and the pass through among the subdivided indexes differs widely. In contrast with the nominal effective exchange rate of RMB,the shock of international oil price has stronger pass-through effects on the import price index, producer price index and consumer price index in China. The recent CPI inflation in China is largely attributed to upriver price chain shock, demand shock, monetary policy shock and supply shock, while the effect of RMB appreciation on curbing the inflation is comparatively weak.

**Key words:** exchange rate pass-through; international oil price; nominal effective exchange rate of RMB; structural vector auto-regression model

(责任编辑 周一叶)